

**RELACIONES RENTABILIDAD-RIESGO EN FUTUROS  
SOBRE DEUDA A LARGO PLAZO**

**Rosa M<sup>a</sup> Ayela\***

**WP-EC 95-08**

---

\* Universidad de Alicante

Editor: **Instituto Valenciano de  
Investigaciones Económicas, S.A.**  
Primera Edición Junio 1995.  
ISBN: 84-482-1022-0  
Depósito Legal: V-2473-1995  
Impreso por Copisteria Sanchis, S.L.,  
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.  
Impreso en España.

# **RELACIONES RENTABILIDAD-RIESGO EN FUTUROS SOBRE DEUDA A LARGO PLAZO**

**Rosa M<sup>a</sup> Ayela**

## **RESUMEN**

El objetivo de este trabajo consiste en analizar la existencia de premios por riesgo, en el marco teórico del CAPM, para los contratos sobre títulos de deuda a largo plazo del Mercado Español de Futuros Financieros de Renta Fija. Los resultados obtenidos permiten afirmar que los operadores en futuros soportan riesgo sistemático, y que la remuneración que obtienen parece resultar adecuada para el nivel de riesgo soportado.

No obstante, estos resultados han de considerarse como un avance provisional, ya que las series temporales de rentabilidades son discontinuas y el número de contratos negociados es reducido.

**PALABRAS CLAVE:** Contratos de Futuros; Premios por Riesgos; CAPM.

## **ABSTRACT**

The aim of this paper is to analyze the existence of risk premia within the theoretical framework of the CAPM, for long term interest rate futures contracts of the Spanish Market for Financial Futures. The analysis shows that the operators in futures bear systematic risk, and that its remuneration seems to be adequate for the bearable risk level.

However the results should be regarded as a provisional advance, since the temporary series of profitability are discontinuous and the number of negotiated contracts is small.

**KEY WORDS:** Futures Contract; Risk Premia; CAPM



## 1. INTRODUCCIÓN

Un contrato de futuros es un acuerdo entre dos partes, por el que se comprometen una a comprar y la otra a vender un activo específico, en una fecha futura, y a un precio convenido en el momento del acuerdo. En esencia, se trata de fijar el precio al que se realizará la transacción.

La negociación en futuros permite trasladar el riesgo procedente de las fluctuaciones en el valor de los activos, desde unos agentes hacia otros que están dispuestos a aceptarlo. Teóricamente, esta transferencia se puede realizar porque los agentes que asumen ese riesgo obtienen un premio por el mismo, que se refleja en el cambio esperado del precio de liquidación en el tiempo.

La idea acerca de la existencia de premios por riesgo en mercados de futuros fue desarrollada inicialmente por Keynes (1930) quien indicó que, debido a la volatilidad de los precios de futuros, los operadores requieren una remuneración por el riesgo que soportan. Desde este punto de vista el mercado retribuiría el riesgo total. Sin embargo, la moderna Teoría Financiera postula que, en el equilibrio del mercado, sólo se debe remunerar el riesgo sistemático; es decir, aquel que no se puede eliminar mediante la diversificación.

En este sentido, el objetivo de este trabajo consiste en aportar evidencia empírica en el marco teórico del CAPM, para los contratos sobre el bono nacional a tres y a diez años que se negocian en el Mercado Español de Futuros Financieros de Renta Fija. En concreto se trata de comprobar, en primer lugar, si estos contratos poseen riesgo sistemático y, segundo, si la rentabilidad obtenida es la adecuada para el nivel de riesgo soportado.

La investigación se ha ordenado de la forma siguiente. En el apartado siguiente, se presenta el CAPM para contratos de futuros y se hace referencia a las investigaciones empíricas realizadas. En el tercer epígrafe se muestra el modelo empírico, las hipótesis a verificar y los datos utilizados. En la cuarta sección se indica la metodología propuesta. A continuación se obtienen los resultados y, por último, se extraen las conclusiones.

## 2. CAPM Y CONTRATOS DE FUTUROS

A partir del modelo media-varianza de Markowitz (1952) y Tobin (1958), y añadiendo las hipótesis de mercados perfectos y expectativas homogéneas de los inversores acerca de la rentabilidad de los activos, Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), derivan un modelo de valoración de activos arriesgados en el equilibrio del mercado de capitales. Su ecuación fundamental es la "línea del mercado de títulos" (SML), que tiene la siguiente expresión:

$$E(\tilde{R}_j) = r + [E(\tilde{R}_M) - r]\beta_j \quad [1]$$

donde:

$E(\tilde{R}_j)$  es la tasa de rentabilidad esperada del activo j

$r$  es la tasa de rentabilidad del activo libre de riesgo.

$\beta_j$  es el coeficiente de riesgo sistemático, que muestra la volatilidad de la rentabilidad del activo j respecto a la de la cartera de mercado,

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(\tilde{R}_j, \tilde{R}_M)}{\text{var}(\tilde{R}_M)} = \frac{\sigma_{jM}}{\sigma_M^2}$$

$[E(\tilde{R}_M) - r]$  es el precio del mercado del riesgo; indica la rentabilidad adicional que se puede alcanzar ante un incremento unitario de riesgo.

El modelo asume que la rentabilidad esperada de un activo está compuesta por la tasa libre de riesgo, que representa el premio temporal por el capital comprometido, y del premio por el riesgo sistemático; siendo éste el resultado de multiplicar el precio del mercado del riesgo por el nivel de riesgo sistemático del título en cuestión.

Las consecuencias más importantes del CAPM para la valoración de activos en el equilibrio del mercado son dos. Primera, que existe una relación lineal y positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático. Segunda, sólo el riesgo sistemático es relevante para explicar la rentabilidad de los activos, ya que si los inversores pueden eliminar el riesgo propio mediante la diversificación, no existe justificación para obtener una retribución, en términos de mayor rentabilidad por soportarlo.

Para contratos de futuros la relación de equilibrio entre rentabilidad y riesgo sistemático también es lineal y positiva. Sin embargo, puesto que para tomar una posición en futuros no es necesario realizar ningún desembolso<sup>1</sup>, no se obtiene la rentabilidad del activo libre de riesgo y, en consecuencia, carece de intercepto. Por ello, en el equilibrio, la rentabilidad esperada de un contrato de futuros es igual al premio por el riesgo sistemático<sup>2</sup>,

$$E(\tilde{R}_i) = [E(\tilde{R}_M) - r] \beta_i \quad [2]$$

Empíricamente varios autores han analizado los precios de futuros en el contexto de este modelo de valoración en el equilibrio del mercado. Sin embargo, si se exceptúan los trabajos de Bodie y Rosansky (1980), Park, Wei y Frecka (1988) y Bessembinder (1993), sólo se han limitado a obtener la estimación del coeficiente de riesgo sistemático, sin comprobar si la relación rentabilidad-riesgo es consistente con el CAPM.

Por tanto, la finalidad de este primer conjunto de trabajos ha sido comprobar si los tenedores de posiciones en futuros soportan riesgo sistemático. Los resultados de estas pruebas empíricas no son concluyentes y dependen, en gran medida, de los contratos de futuros considerados<sup>3</sup>. No obstante, conviene señalar que las betas se han obtenido mediante la técnica de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO), pero el incumplimiento de sus hipótesis proporciona estimaciones ineficientes.

Los resultados de los trabajos que investigan la coherencia de la relación rentabilidad-riesgo tampoco son satisfactorios. Como se ha indicado anteriormente, esta relación debe ser lineal y positiva, el riesgo sistemático es el único factor explicativo de la rentabilidad, y ésta tiene que ser igual al premio por el riesgo sistemático.

Bodie y Rosansky (1980), consideran contratos sobre activos físicos. Obtienen que la pendiente de la línea del mercado, estimada por MCO, es negativa; en consecuencia este resultado es inconsistente con el CAPM.

---

<sup>1</sup>El depósito de margen no constituye un desembolso por la adquisición del contrato, ni un pago parcial por la transacción que se realizará en el vencimiento; se trata sólo de una medida de seguridad con la que se pretende garantizar que los operadores cumplan con los compromisos contraídos.

<sup>2</sup>Una demostración de la expresión del CAPM para contratos de futuros puede verse en Stoll y Whaley (1993, pág. 66).

<sup>3</sup>Entre éstas conviene destacar: Dusak (1973); Carter, Rausser y Schmitz (1983); Baxter, Conine y Tamarkin (1985); Kobold (1986); Chang, Chen y Chen (1990).

Park, Wei y Frecka (1988), también se centran en contratos sobre activos físicos. Las estimaciones por MCO de los coeficientes del modelo de mercado, indican que estos contratos poseen riesgo sistemático. Para la regresión de corte transversal utilizan una expresión similar a la propuesta por Fama y Macbeth (1973), y obtienen que el único factor explicativo de la rentabilidad es la varianza residual del modelo de mercado. Por ello concluyen que el CAPM no es un modelo adecuado para explicar la relación rentabilidad-riesgo en contratos de futuros sobre activos físicos.

Finalmente, Bessembinder (1993), considera contratos sobre activos físicos, divisas, títulos de renta fija e índices. La inferencia sobre los parámetros de la línea del mercado, realizada con el test propuesto por Shanken (1985), indica que el intercepto es nulo. Sin embargo, se rechaza la hipótesis conjunta de intercepto igual a cero y linealidad de la relación entre la rentabilidad y el riesgo sistemático.

### 3. MODELO EMPÍRICO Y DATOS UTILIZADOS

La expresión del CAPM para contratos de futuros, recogida en la ecuación [2] anterior, postula la existencia de una relación ex-ante entre rentabilidad y riesgo sistemático. Sin embargo, puesto que las expectativas no son observables no se puede contrastar empíricamente. Esta dificultad se solventa mediante el recurso a la "hipótesis de expectativas racionales", que justifica la siguiente versión ex-post para rentabilidades efectivamente realizadas y, por tanto, susceptible de contrastación empírica<sup>4</sup>:

$$R_{it} = [R_{Mt} - r_t]\beta_i + u_{it} \quad [3]$$

donde:

$R_{it}$  es la tasa de rentabilidad realizada del contrato de futuros  $i$  durante el período de tiempo  $t$ .

$R_{Mt}$  es la tasa de rentabilidad realizada de la cartera de mercado durante el período de tiempo  $t$ . Esta tasa de rentabilidad no es una variable observable; por ello, en los tests se utilizan aproximaciones de la misma que excluyen importantes clases de activos. La sustitución no distorsiona los resultados si la cartera de mercado es la de mínima varianza

---

<sup>4</sup>En adelante, para facilitar la notación se omite la tilde " $\sim$ " de las variables aleatorias.



entre todas las que poseen un beta unitario. En cualquier caso, no se incluyen en la misma los contratos de futuros, ya que su oferta neta es nula (Black (1976)).

$r_t$  es la tasa libre de riesgo del período  $t$ .

$u_{it}$  es la perturbación aleatoria, normalmente distribuida, con media cero y varianza constante.

La contrastación empírica del modelo, requiere la estimación de las constantes  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en la siguiente ecuación de corte transversal:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + u_i \quad i=1,2,\dots,N \quad [4]$$

en la que:

$\bar{R}_i$  es la rentabilidad media realizada del contrato de futuros  $i$ .

$\hat{\beta}_i$  es una estimación del riesgo sistemático del contrato de futuros  $i$ , procedente de la regresión de serie temporal de las observaciones de su rentabilidad sobre la del mercado:

$$R_{it} = \alpha_i + R_{Mt} \beta_i + \varepsilon_{it} \quad t=1,2,\dots,T \quad [5]$$

Atendiendo a este planteamiento empírico, los contrastes se llevan a cabo en dos etapas. En la primera, se realizan las regresiones de serie temporal para estimar el coeficiente beta de cada contrato de futuros. El resultado obtenido en esta fase permite responder a la cuestión de si los tenedores de posiciones en futuros soportan riesgo sistemático.

En segundo lugar, se promedia la tasa de rentabilidad realizada de cada contrato en el período de tiempo considerado, y posteriormente se efectúa la regresión de corte transversal sobre su beta estimada para obtener la línea empírica del mercado de futuros.

El resultado de la inferencia realizada sobre estos parámetros,  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$ , permite constatar si los inversores son compensados de forma adecuada por el riesgo sistemático que soportan. En nuestro caso, las hipótesis a contrastar son las siguientes:

1. Linealidad de la relación rentabilidad-riesgo, sostenida por la bondad del ajuste de la línea empírica.
2. Relevancia del coeficiente beta como factor explicativo del riesgo, apoyada por la significación del parámetro  $\gamma_1$  y por la primera hipótesis anterior.
3. Relación positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático, que se confirma si  $\gamma_1 > 0$ .
4. La pendiente de la línea empírica tiene que coincidir con el precio del mercado del riesgo,  $\gamma_1 = \bar{R}_M - \bar{r}$ .

5. El intercepto debe ser igual a cero,  $\gamma_0=0$ .

Por otra parte, la información utilizada en la investigación proviene de la base de datos del Mercado Español de Futuros Financieros de Renta Fija (MEFF, RF), de la que se han extraído los precios de liquidación diarios de los contratos sobre el bono nacional a tres y a diez años.

Para el contrato sobre el bono nacional a tres años, se considera el período de tiempo comprendido desde Marzo de 1990 (fecha en que comienza la negociación de futuros en España) hasta Septiembre de 1992. En el contrato sobre el bono a diez años, el período considerado abarca desde el inicio de su negociación, en Abril de 1992, hasta Diciembre de 1993.

Una característica de los contratos de futuros es que poseen una vida limitada. Por ello, en las pruebas empíricas se define un contrato  $i$  como una combinación de activo subyacente y determinado mes de vencimiento.

En el mercado español, para cada activo básico, existen cuatro vencimientos: Marzo, Junio, Septiembre y Diciembre. De esta forma, la base de datos está formada por ocho activos, para los que se obtienen sus respectivas series de precios.

Puesto que las posiciones en futuros se liquidan diariamente, en la prueba empírica se utilizan tasas de rentabilidad diarias, calculadas como la variación relativa del precio,

$$R_{it} = \frac{F_{it} - F_{it-1}}{F_{it-1}}$$

donde  $F_{it}$  y  $F_{it-1}$  son los precios de liquidación en  $t$  y  $t-1$  del contrato  $i$  con vencimiento en  $T$ . Las series de rentabilidades generadas presentan discontinuidades ya que, normalmente, los contratos no se negocian por un período superior a cuatro o cinco meses.

Como "proxy" de la verdadera rentabilidad del mercado se utiliza la correspondiente al Índice General de la Bolsa de Madrid.

#### 4. METODOLOGÍA

En la primera etapa de la prueba se realizan las regresiones de serie temporal para estimar el coeficiente de riesgo sistemático de cada contrato de futuros. Para obtener estos coeficientes es necesario tener en cuenta que, en determinados períodos, se negocian simultáneamente varios contratos. Por ello, los factores que inciden sobre el precio de futuros, y que no están incluidos en el modelo, tienen efectos similares sobre las perturbaciones de las diferentes funciones de rentabilidad de los contratos. En tal caso, las perturbaciones aleatorias de las distintas ecuaciones están correlacionadas en el mismo momento del tiempo; es decir, existe "correlación contemporánea".

En este contexto, la estimación individual de cada ecuación por MCO proporciona estimadores que, aunque son insesgados, no poseen mínima varianza. La consecuencia inmediata de este aumento de la variabilidad, es que se incrementa la probabilidad de cometer el error de tipo II al contrastar la significatividad de los coeficientes.

La técnica que se propone consiste en estimar el siguiente sistema de ecuaciones:

$$R_{it} = \alpha_i + R_{Mt} \beta_i + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i=1,2,\dots,N \\ t=1,2,\dots,T \end{matrix} \quad [6]$$

donde  $\varepsilon_{it}$  son las perturbaciones aleatorias, homocedásticas, pero autocorrelacionadas instantáneamente. Es decir:

$$E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 \quad t=1,2,\dots,T$$

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij}$$

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt+k}) = 0 \quad \forall k \neq 0$$

Estos supuestos asumen que las rentabilidades de los contratos de futuros poseen varianza constante en el tiempo, aunque diferente entre contratos, y que están correlacionadas con las rentabilidades del resto de los activos en el mismo momento del tiempo, pero no con sus valores pasados.

En forma matricial el sistema anterior se puede expresar como sigue:

$$R = X\delta + \varepsilon \quad [7]$$

en la que:

$$R = \begin{pmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \dots \\ R_i \\ \dots \\ R_N \end{pmatrix} \quad X = \begin{pmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & X_i & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & X_N \end{pmatrix} \quad \delta = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \dots \\ \delta_i \\ \dots \\ \delta_N \end{pmatrix} \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_i \\ \dots \\ \varepsilon_N \end{pmatrix}$$

$$R_i = \begin{pmatrix} R_{i1} \\ R_{i2} \\ \dots \\ R_{iT} \end{pmatrix} \quad X_i = \begin{pmatrix} 1 & R_{M1} \\ 1 & R_{M2} \\ \dots & \dots \\ 1 & R_{MT} \end{pmatrix} \quad \delta_i = \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \dots \\ \varepsilon_{iT} \end{pmatrix}$$

$$\forall i, i = 1, 2, \dots, N$$

Un sistema que satisface tales condiciones se denomina "sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas". El mejor estimador insesgado y de mínima varianza es el de Aitken o MCG, cuya expresión es:

$$\hat{\delta} = (X' \phi^{-1} X)^{-1} X' \phi^{-1} R \quad [8]$$

donde:

$$\phi = \begin{pmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \dots & \sigma_{1N}I \\ \sigma_{12}I & \sigma_{22}I & \dots & \sigma_{2N}I \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{1N}I & \sigma_{2N}I & \dots & \sigma_{NN}I \end{pmatrix}$$

En la segunda etapa de la prueba empírica se estiman los coeficientes  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en la siguiente ecuación de corte transversal:

$$\bar{R} = \hat{\beta} \Gamma + u \quad [9]$$

en la que:

$$\bar{R} = \begin{pmatrix} \bar{R}_1 \\ \bar{R}_2 \\ \dots \\ \bar{R}_N \end{pmatrix} \quad \hat{\beta} = \begin{pmatrix} 1 & \hat{\beta}_1 \\ 1 & \hat{\beta}_2 \\ \dots & \dots \\ 1 & \hat{\beta}_N \end{pmatrix} \quad \Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \end{pmatrix} \quad u = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_N \end{pmatrix} \quad E(uu') = \sigma_u^2 \Omega$$

Al intentar estimar  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  existen dos problemas econométricos ampliamente debatidos en la literatura financiera.

El primero se refiere a la existencia de perturbaciones heterocedásticas en el modelo. Como consecuencia, los estimadores por MCO de  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  son lineales e insesgados pero su varianza no es mínima,

$$\hat{\Gamma}_{MCO} = (\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} \hat{\beta}'\bar{R} \quad [10]$$

$$var \hat{\Gamma}_{MCO} = \sigma_u^2 (\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} \hat{\beta}'\Omega \hat{\beta}(\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} \quad [11]$$

El segundo de los problemas se refiere a la presencia de errores de medición al sustituir el coeficiente de riesgo sistemático por una estimación del mismo. Esto provoca sesgo e inconsistencia en las estimaciones de  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$ , independientemente del método empleado.

Para solventar estos problemas se han propuesto diferentes metodologías. Sin embargo, no podemos utilizarlas en el caso que nos ocupa, ya que el número de activos disponibles es muy reducido y las series temporales de rentabilidades son discontinuas. Por ello, se plantea una metodología alternativa para corregir la heteroscedasticidad, y se explica por qué proporciona mejores resultados que los obtenidos por MCG. Sin embargo, no se puede solventar el problema del sesgo en las estimaciones de  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$ .

En presencia de heteroscedasticidad, la aplicación de MCG proporciona estimadores insesgados y de varianza mínima en el supuesto de que la matriz  $\Omega$  sea conocida,

$$\hat{\Gamma}_{MCG} = (\hat{\beta}'\Omega^{-1}\hat{\beta})\hat{\beta}'\Omega^{-1}\bar{R} \quad [12]$$

siendo su matriz de covarianzas:

$$var \hat{\Gamma}_{MCG} = \sigma_u^2 (\hat{\beta}'\Omega^{-1}\hat{\beta})^{-1} \quad [13]$$

Este procedimiento de estimación es eficiente siempre y cuando la heteroscedasticidad sea de la forma que se ha supuesto al diseñar tal estimador, pero no se pueden garantizar sus propiedades, y en particular su eficiencia, si la heteroscedasticidad es de otro tipo. Una especificación incorrecta conduce a una estimación sesgada de la matriz de covarianzas  $\Omega$ , y en consecuencia los resultados de los contrastes de hipótesis no son relevantes.

White (1980) propone una aproximación a la matriz de covarianzas del estimador mínimo cuadrático ordinario, que no precisa de una representación exacta de la forma funcional que adopta la heteroscedasticidad, por lo que no genera los sesgos que pudieran derivarse de adoptar una especificación incorrecta. Demuestra que:

$$S_0 = \frac{1}{N} \sum_i u_i^2 \hat{\beta}_i \hat{\beta}_i'$$

es un estimador consistente de  $\Sigma$ , que forma parte de la varianza del estimador MCO en [11],

$$\Sigma = \frac{\sigma_u^2 \hat{\beta}'\Omega\hat{\beta}}{N}$$

Por tanto, como estimación de la verdadera varianza de los estimadores MCO puede utilizarse la siguiente expresión:

$$var \hat{\Gamma}_{MCO} = N(\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} S_0 (\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} \quad [14]$$

La importancia de este resultado se justifica porque permite realizar inferencias con los estimadores MCO, sin especificar el tipo de heteroscedasticidad. Las consecuencias extraídas de estos contrastes de hipótesis son más significativas que las que se deducen con coeficientes obtenidos por MCG cuando no se conoce la naturaleza exacta de la heteroscedasticidad.

En síntesis, los coeficientes de la regresión de corte transversal se obtienen por MCO, pero con la estimación de su varianza propuesta por White (1980). Su expresión y su matriz

de covarianzas se recogen en las expresiones [10] y [14] respectivamente.

Finalmente conviene señalar que estos estimadores son sesgados. En concreto, Black, Jensen y Scholes (1972) indican que  $\hat{\gamma}_0$  es una estimación por exceso y  $\hat{\gamma}_1$  por defecto.

## 5. RESULTADOS

En la primera etapa se realizan las regresiones de serie temporal para estimar los coeficientes de riesgo sistemático de cada contrato de futuros. La técnica propuesta se fundamenta en la existencia de correlación contemporánea, y consiste en la resolución de un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas.

Para ratificar esta hipótesis, en el Cuadro 1 se resumen los coeficientes de correlación contemporánea y con un período de retardo entre las tasas de rentabilidad de los contratos sobre el bono notional a tres años. Se puede observar que las correlaciones contemporáneas son elevadas, descendiendo significativamente el valor de las calculadas con un período de retardo. Con ello se confirma que las rentabilidades del mercado de futuros español satisfacen los supuestos de la técnica de estimación propuesta.

**CUADRO 1**  
**CORRELACIONES CONTEMPORÁNEAS Y RETARDADAS UN PERIODO.**  
**CONTRATO SOBRE EL BONO NOTIONAL A TRES AÑOS**

	LM	LJ	LS	LD
LM	1			
LJ	0,8624	1		
LS	0,1521	0,6004	1	
LD	0,4764	0,7795	0,6876	1
LM(-1)		0,0967	0,4442	0,2464
LJ(-1)	0,2790		0,3036	-0,1212
LS(-1)	0,0024	0,1093		0,2571
LD(-1)	0,1693	-0,1692	0,0760	

NOTA: L= contrato sobre el bono notional a tres años. M, J, S y D= meses de vencimiento (Marzo, Junio, Septiembre, Diciembre).

Los resultados de la regresión de serie temporal, obtenidos mediante la resolución del sistema de ecuaciones [6], se resumen en el Cuadro 2. Este contiene los valores estimados del coeficiente de riesgo sistemático,  $\hat{\beta}_i$ , del término constante,  $\hat{\alpha}_i$ , y del estadístico t correspondiente, situado debajo entre paréntesis. Por último se muestran los valores del coeficiente de determinación,  $R^2$ .

**CUADRO 2**  
**RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE SERIE TEMPORAL**

CONTRATO (Nº observ.)	$\hat{\alpha}_i$ $(t(\hat{\alpha}_i))$	$\hat{\beta}_i$ $(t(\hat{\beta}_i))$	$R^2$
LM (302)	0,0000605 (0,7772518)	0,0374631 (6,3487438)	0,115392
LJ (296)	0,0000895 (1,1606022)	0,0205757 (2,6137004)	0,017044
LS (335)	0,0000533 (0,4607939)	0,0554463 (5,8542077)	0,081141
LD (264)	0,0000161 (0,2251802)	0,0309033 (5,7351573)	0,102730
OM (81)	0,0001538 (0,2784283)	0,2613353 (4,7021240)	0,207941
OJ (135)	-0,0001888 (-0,5010840)	0,3377641 (7,5328718)	0,279630
OS (195)	0,0002750 (0,7744219)	0,2881846 (7,8490888)	0,235967
OD (210)	0,0001672 (0,4223676)	0,3443068 (9,3074862)	0,292298

NOTA: L y O son los contratos sobre el bono nocional a tres y a diez años, respectivamente. M, J, S y D, son los meses de vencimiento.

La primera conclusión que se extrae es, que todos los coeficientes de riesgo sistemático son significativamente distintos de cero y positivos<sup>5</sup>. Por tanto, se puede afirmar

<sup>5</sup>Si en la cartera de mercado se hubieran incluido los títulos de renta fija, posiblemente estos coeficientes de riesgo sistemático serían más elevados. Lo mismo debería ocurrir con los coeficientes de determinación a los que se hace referencia posteriormente.



que los inversores en contratos de futuros sobre títulos de deuda a largo plazo del mercado español soportan riesgo sistemático.

Además, las betas de los contratos sobre el bono nocional a diez años superan a las del bono a tres años, con diferencias que oscilan desde 0,206 hasta 0,324. Este resultado se justifica por la existencia de una relación positiva entre la duración de un bono y su riesgo sistemático, y que fue demostrada teóricamente por Boquist, Racette y Schlarbaum (1975).

La parte de la rentabilidad de un contrato que es independiente de la del mercado, se mide por el coeficiente  $\hat{\alpha}_i$ ; éste es, para todos los activos, igual a cero. Con ello se evidencia que la rentabilidad de los contratos sólo depende de su relación, a través de la beta, con la del mercado.

Por último, el coeficiente de determinación de un contrato, refleja la variabilidad de su rentabilidad que es explicada por su conexión con la del mercado. Cuanto mayor es este coeficiente, más reducido es su riesgo propio en relación al sistemático. En términos medios, para futuros sobre bonos a diez años, el 25,4% de la varianza de los contratos se explica por los movimientos generales del mercado, mientras que el 74,6% restante corresponde a movimientos específicos. Para el bono a tres años éste es tan sólo igual al 7,9%.

En la segunda etapa, mediante la regresión de corte transversal [9], se estiman los parámetros de la línea empírica del mercado español de futuros sobre títulos de deuda a largo plazo.

En primer lugar se ha comprobado si las perturbaciones aleatorias del modelo son heterocedásticas; con el test de White esta hipótesis se acepta a un nivel de confianza del 90%. En este contexto, puesto que no se conoce la estructura de la matriz  $\Omega$ , a la que hacíamos referencia en el apartado anterior, los resultados por MCO con la estimación de la matriz de covarianzas propuesta por White (1980), son superiores a los que se obtienen por MCG.

Los resultados se resumen en el Cuadro 3. En el mismo aparecen las estimaciones del intercepto de la línea empírica del mercado,  $\hat{\gamma}_0$ , de su pendiente,  $\hat{\gamma}_1$ , y los valores correspondientes del estadístico t para los contrastes de significatividad de los parámetros. También se muestra el valor de este estadístico para la hipótesis de que  $\gamma_1$  coincida con el precio del mercado del riesgo.

**CUADRO 3**  
**RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE CORTE TRANSVERSAL**

$\hat{\gamma}_0$	$t(\hat{\gamma}_0)$	$\hat{\gamma}_1$	$t(\hat{\gamma}_1)$	$t[\hat{\gamma}_1 - (\bar{R}_M - \bar{r})]$	$R^2$
0,00001346	0,209	0,0012750	2,051*	1,847	0,371

\* Significativo al 0,1

La pendiente de la línea empírica del mercado es diferente de cero al 10%, o equivalentemente a un nivel de confianza del 90%. Por tanto, se confirma la relevancia de la beta como factor explicativo del riesgo<sup>6</sup>. También se verifica que  $\hat{\gamma}_1$  es positivo, lo cual evidencia que existe una relación positiva entre las rentabilidades de los contratos de futuros sobre títulos de deuda a largo plazo y su riesgo sistemático. Además, aunque el coeficiente de determinación no es muy elevado, se podría afirmar que existen indicios de que esta relación es lineal.

Por otra parte, también se acepta la hipótesis de que la pendiente coincida con el exceso medio de rentabilidad del mercado. Si a este resultado se añade que el intercepto es igual a cero, se confirma que los inversores sólo obtienen remuneración por el riesgo sistemático, y que ésta es igual al precio del mercado del riesgo.

Estos resultados se ilustran en la Figura 1. Los puntos dibujados corresponden a la rentabilidad diaria media de cada contrato y al nivel de riesgo sistemático correspondiente. La línea representa la estimación mínimo cuadrática de White de  $\bar{R}_i$  sobre  $\hat{\beta}_i$ .

## 6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha planteado como objetivo fundamental analizar la existencia de premios por riesgo en los contratos sobre el bono nocional a tres y a diez años del mercado

---

<sup>6</sup>Como se indicó anteriormente,  $\hat{\gamma}_1$  es una estimación por defecto. Si se hubiera eliminado este sesgo se aceptaría la hipótesis de significatividad a un nivel de confianza mayor.

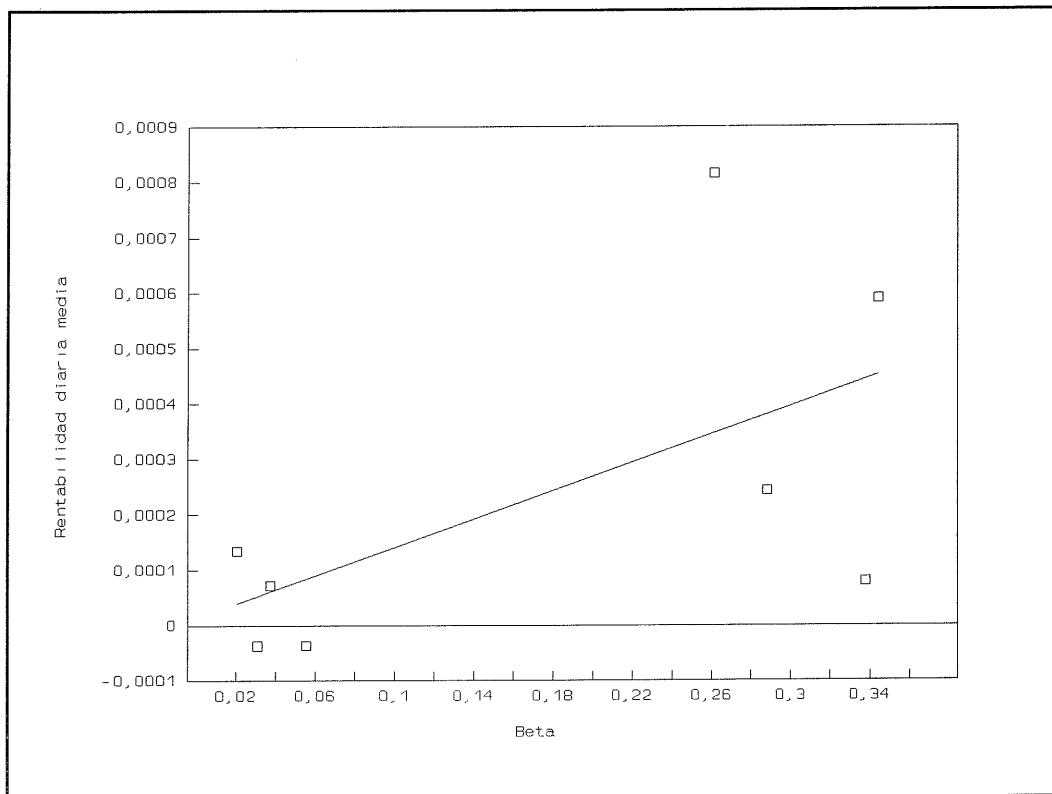
de futuros español.

Los resultados de la primera etapa de la investigación empírica, permiten afirmar que los poseedores de estos contratos soportan riesgo sistemático y que éste es mayor en el contrato sobre el bono nomencl a diez años.

En la segunda fase, los resultados obtenidos confirman que las hipótesis del CAPM se verifican para el mercado español de futuros sobre títulos de deuda a largo plazo: el riesgo sistemático, medido por la beta, es el factor explicativo de la rentabilidad alcanzada por los contratos de futuros, ésta es igual al premio por el riesgo sistemático, y la relación rentabilidad-riesgo es lineal y positiva.

En consecuencia los inversores en contratos de futuros sobre el bono nomencl a tres y diez años del mercado español, son compensados de forma adecuada por el riesgo sistemático que soportan.

**FIGURA 1**  
**LÍNEA EMPÍRICA DEL MERCADO DE FUTUROS**





## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baxter, J.; Conine, T. E.; Tamarkin, M., (1985), "On Commodity Market Risk Premiums: Additional Evidence", **Journal of Futures Markets**, Vol. 5, N° 1, pp. 121-125.
- Bessembinder, H., (1993), "An Empirical Analysis of Risk Premia in Futures Markets", **Journal of Futures Markets**, Vol. 13, N° 6, pp. 611-630.
- Black, F., (1976), "The Pricing of Commodity Contracts", **Journal of Financial Economics**, 3, pp. 167-179.
- Black, F.; Jensen, M. C.; Scholes, M., (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", en Jensen, M. C., (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, Praeger Publishers, New York.
- Bodie, Z.; Rosansky, V. I., (1980), "Risk and Return in Commodity Futures", **Financial Analysts Journal**, Mayo-Junio, pp. 27-39.
- Boquist, J.; Racette, G.; Schlarbaum, G., (1975), "Duration and Risk Assessment for Bonds and Common Stocks", **Journal of Finance**, pp. 1360-1363.
- Carter, C. A.; Rausser, G. C.; Schmitz, A., (1983), "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation", **Journal of Political Economy**, Vol. 91, N° 2, pp. 319-331.
- Chang, E. C.; Chen, C.; Chen, S., (1990), "Risk and Return in Copper, Platinum and Silver Futures", **Journal of Futures Markets**, Vol. 10, N° 1, pp. 29-39.
- Dusak, K., (1973), "Futures Trading and Investor Returns: An Investigation of Commodity Market Risk Premiums", **Journal of Political Economy**, 81, Noviembre-Diciembre, pp. 1387-1406.
- Fama, E.; Macbeth, J., (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", **Journal of Political Economy**, Vol. 81, N° 3, pp. 607-636.
- Keynes, J. M., (1930), **A Treatise on Money**, Vol. 2, Macmillan and Comapny, London.
- Kobold, K., (1986), **Interest Rate Futures Markets and Capital Market Theory**, Walter de Gruyter, Berlin.
- Lintner, J., (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", **Review of Economics and Statistics**, 47, 1, Febrero, pp. 13-37.
- Marcus, A. J., (1984), "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation: A Comment", **Journal of Political Economy**, Vol. 92, N° 1, pp. 162-164.
- Markowitz, H., (1952), "Portfolio Selection", **Journal of Finance**, 7, 1, Marzo, 77-91.
- Mossin, J., (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", **Econometrica**, 34, 4, Octubre, pp. 768-783.

- Park, H. Y.; Wei, K. C. J.; Frecka, T. J., (1988), "A Further Investigation of the Risk-Return Relation for Commodity Futures", en Fabozzi. F. J., (ed.), **Advances in Futures and Options Research**, Vol. 3, pp. 357-377.
- Shanken, J., (1985), "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM", **Journal of Financial Economics**, 14, pp. 327-348.
- Sharpe, W. F., (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under conditions of Risk", **Journal of Finance**, 19, 3, Septiembre, pp. 425-442.
- Stoll, H.R.; Whaley, R. E., (1993), **Futures and Options: Theory and Applications**, South-Western Publishing Co., Cincinnati.
- Tobin, J., (1958), "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", **Review of Economic Studies**, 26, 1, Febrero, pp. 65-86.
- White, H., (1980), "A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", **Econometrica**, 48, pp. 817-838.

## DOCUMENTOS PUBLICADOS\*

- WP-EC 91-01 "Medición de la Segregación Ocupacional en España: 1964-1988"  
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"  
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la Renta de los Hogares de la Comunidad Valenciana. Una Aproximación Empírica."  
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.
- WP-EC 91-04 "Un Modelo para la Determinación de Centros Comerciales en España".  
A. Peiró, E. Uriel. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-05 "Exchange Rate Dynamics. Cointegration and Error Correction Mechanism".  
M.A. Camarero. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-06 "Aplicación de una Versión Generalizada del Lema de Shephard con Datos de Panel al Sistema Bancario Español".  
R. Doménech. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-07 "Necesidades, Dotaciones y Deficits en las Comunidades Autónomas"  
B. Cabrer, M. Mas, A. Sancho. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-08 "Un Análisis del Racionamiento de Crédito de Equilibrio"  
J. Quesada. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-09 "Cooperación entre Gobiernos para la Recaudación de Impuestos Compartidos"  
G. Olcina, F. Pérez. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-10 "El impacto del Cambio Tecnológico en el Sistema Bancario: El Cajero Automático"  
J. Maudos. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-11 "El Reparto del Fondo de Compensación Interterritorial entre las Comunidades Autónomas"  
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-12 "Sobre la Distribución Justa de un Pastel y su Aplicación al Problema de la Financiación de las Comunidades Autónomas"  
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"  
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Económico"  
E. Reig. Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."  
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.

\* Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1991, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE.

- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"  
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"  
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"  
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"  
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"  
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"  
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"  
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcionales para el Problema de Negociación Bipersonal"  
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"  
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"  
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"  
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"  
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.
- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"  
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"  
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"  
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"  
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"  
S. Carbó. Diciembre 1993.



- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"  
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"  
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"  
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"  
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"  
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"  
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"  
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"  
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"  
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"  
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.
- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"  
J.M. Pastor. Junio 1994.
- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"  
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"  
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"  
J. García Montalvo. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"  
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"  
J. Balaguer. Noviembre 1994.

- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"  
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"  
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."  
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"  
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"  
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"  
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"  
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"  
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"  
J.L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"  
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.
- WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"  
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.
- WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"  
R.M. Ayela. Junio 1995.
- WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"  
J.M. Pastor. Junio 1995.